

## Dyadische Modellierung regionaler Arbeitsmarktmobilität

Stein, Petra; Kern, Christoph

Veröffentlichungsversion / Published Version  
Konferenzbeitrag / conference paper

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Stein, P., & Kern, C. (2015). Dyadische Modellierung regionaler Arbeitsmarktmobilität. In S. Lessenich (Hrsg.), *Routinen der Krise - Krise der Routinen: Verhandlungen des 37. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in Trier 2014* (S. 1-12) <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-50111-5>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

# Dyadische Modellierung regionaler Arbeitsmarktmobilität

Petra Stein und Christoph Kern

*Beitrag zur Veranstaltung »Empirische Analyse von Krisen und Umbrüchen II - Datenanalyse« der Sektion Methoden der empirischen Sozialforschung – organisiert von Stefanie Eifler*

Wenngleich eine Vielzahl von Forschungsarbeiten räumliche Mobilitätsentscheidungen und deren Erklärungsdeterminanten thematisieren, ist die Einbeziehung des Haushaltskontextes in der statistischen Modellierung regionaler Arbeitsmarktmobilität bislang defizitär. Dabei erfolgt die Berücksichtigung partnerschaftlicher Erklärungsmerkmale in der empirischen Umsetzung zumeist im Rahmen von Modellstrukturen, welche Entscheidungsprozesse mit mehreren handelnden Akteuren nur eingeschränkt abbilden können. Insbesondere steht die Spezifizierung von Partnereffekten auf der Ebene von Mobilitätsintentionen im Rahmen einer mehrstufigen Entscheidungsmodellierung bisher noch aus. Vor diesem Hintergrund wird in diesem Beitrag eine dyadische Konzeptionalisierung räumlicher Mobilitätsentscheidungen vorgeschlagen, mit welcher partnerschaftliche Beeinflussungs- und Anpassungsprozesse im Haushaltskontext in einem zweistufigen, simultan zu schätzenden Entscheidungsmodell berücksichtigt werden können.

Ausgehend von Stein und Pavetic (2013) erfolgt die formale Umsetzung des dyadischen Entscheidungsmodells in Form eines multivariaten Probit Modells mit nicht-metrischen abhängigen Variablen. Aufgrund der unbekannten Fehlervarianzen der kategorialen endogenen Variablen geht die Spezifizierung dieser Modellklasse mit erheblichen Identifikationsproblemen einher, in deren Folge Einflussstärken innerhalb der Modellstruktur nicht unmittelbar miteinander verglichen werden können. Eine Lösung dieses Problems bietet die Einführung nicht-linearer Parameterrestriktionen, mit welchen potentielle Ungleichheiten von Parametern zwischen den Beziehungsstrukturen statistischen Tests zugänglich gemacht werden können. Vor diesem Hintergrund erfolgt im Rahmen dieses Beitrags eine erste mobilitätsbezogene Anwendung des multivariaten Probit Modells unter Einbeziehung nicht-linearer Parameterrestriktionen auf Basis von Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP).

Im Folgenden wird das dyadische Entscheidungsmodell nach einem inhaltlichen Kurzüberblick über bisherige Befunde haushaltsbezogener Erklärungsmodelle zusammenfassend dargestellt. Anschließend erfolgt eine Vorstellung der empirischen Datengrundlage und der verwendeten

Variablen. Nach der Illustration der zentralen Befunde schließt dieser Beitrag mit einem kurzen Ausblick.

## Mobilitätsentscheidungen im Haushaltskontext

Die Rolle des Haushaltskontextes im Rahmen der Erklärung räumlicher Mobilitätsentscheidungen wird in der bisherigen Mobilitätsforschung vornehmlich in zwei Forschungssträngen diskutiert. Dabei beschäftigt sich ein erstes, breites Forschungsfeld mit der Untersuchung der relativen Bedeutsamkeit der Erklärungsmerkmale des männlichen und des weiblichen Partners im Hinblick auf die Mobilitätsvorhersage des Gesamthaushaltes.<sup>1</sup> Ausgangspunkt ist hierbei die Annahme einer grundsätzlich symmetrischen bzw. geschlechtsneutralen Gewichtung von Kosten-Nutzen Funktionen im Rahmen der Neuen Haushaltsökonomie, welche eine einfache Subsumierung von individuellen Mobilitätskalkülen im Haushaltskontext postuliert (Mincer 1978). Vor diesem Hintergrund berichtet eine Reihe von Forschungsarbeiten hingegen von einer asymmetrischen Gewichtung der Nutzenpotentiale innerhalb des Haushaltes in der Form einer stärkeren Bedeutsamkeit der (erwerbsbezogenen) Erklärungsmerkmale des männlichen Partners (Lichter 1982; Baldrige et al. 2006; McKinnish 2008; Brandén, Ström 2011; Nivalainen 2004; Melzer 2013; Tenn 2010). Ein ähnliches Muster zeigt sich auch bei der Betrachtung berufsbezogener Ereignisse, welche insbesondere dann mit einer erhöhten Mobilitätswahrscheinlichkeit des Haushaltes verbunden sind, wenn sich diese auf die berufliche Laufbahn des männlichen Partners beziehen (Rabe, Taylor 2010). Dennoch ist der Befund einer asymmetrischen Entscheidungsgewichtung im Haushaltskontext nicht gänzlich stabil: Werden neben den erwerbsbezogenen Merkmalen beider Partner weiterführende Merkmale der ausgeübten Berufe (zum Beispiel berufsspezifische Einkommensspreizung und regionale Stellenkonzentration) berücksichtigt, berichtet Brandén (2012) von einer Angleichung der Effektstärken beider Partner, während Shauman (2010) demgegenüber weiterhin asymmetrische Einflusstrukturen im Haushaltskontext beobachtet. Anzeichen für eine symmetrischere Gewichtung der partnerschaftlichen Merkmale finden sich darüber hinaus bei Smits et al. (2003, 2004) bei einem Vergleich der Einflusstrukturen von Haushaltsumzügen zwischen den Jahren 1977 und 1996. Wenngleich sich vereinzelt auch gegenläufige Effektmuster beobachten lassen (Shields, Shields 1993), zeigen sich zusammenfassend dennoch mehrheitlich divergierende Einflusstärken (zugunsten des männlichen Partners) bei der Erklärung von Mobilitätsentscheidungen von Paa Haushalten.

Während bei der Analyse der relativen Entscheidungsgewichte im Haushaltskontext der direkte Einfluss partnerschaftlicher Merkmale im Hinblick auf die Mobilitätsumsetzung betrachtet wird, wird in einem zweiten Forschungsfeld die Rolle des Haushaltzusammenhangs im Rahmen mehrstufiger Mobilitätsmodelle diskutiert. Ausgehend von einer Differenzierung zwischen Mobilitätsintentionen (bzw. Mobilitätsgedanken und -plänen; Kalter 1997) und deren Umsetzung steht hierbei die Erklärungsrelevanz partnerschaftlicher Mobilitätsabsichten im Hinblick auf das Erreichen verschiedener Entscheidungsstufen im Fokus. Dabei zeigt sich, dass durch die Antizi-

---

<sup>1</sup> Eine Übersicht findet sich bei Cooke (2008).

pation von Verhandlungsschwierigkeiten im partnerschaftlichen Entscheidungsprozess eine fehlende Mobilitätsabsicht des Partners bereits auf intentionaler Ebene eine mobilitätshemmende Wirkung ausübt (Kalter 1998, 1999). Auf dieser Basis lässt sich der Haushaltskontext als eine Form »externer Abhängigkeiten« begreifen, welche im Falle partnerschaftlich divergierender Absichten bereits der Bildung von positiven Mobilitätsintentionen gegenüberstehen kann. Gleichsam sind darüber hinaus niedrigere Mobilitätsumsetzungsraten bei Intensionsdifferenzen im Haushalt erwartbar (Coulter et al. 2012). Dem folgend wird deutlich, dass eine erweiterte Einbeziehung individueller Präferenzen im Haushaltzusammenhang durch die zusätzliche Betrachtung der Mobilitätseinstellung des Partners sowohl auf der Stufe von Mobilitätsgedanken und -plänen (Kley 2011) als auch hinsichtlich der Mobilitätsumsetzung (Coulter et al. 2012; Coulter 2013; Ferreira, Taylor 2009) mit einem bedeutsamen Erklärungszuwachs einhergeht.

Wenngleich beide dargestellten Forschungsperspektiven mit der Betrachtung haushaltsbezogener Einflussstrukturen die Relevanz der Einbeziehung partnerbezogener Merkmale verdeutlichen, fehlt bislang eine explizite Modellierung des Entscheidungsfindungsprozesses räumlicher Mobilität im Haushaltskontext. Hintergrund ist hierbei die bisherige Fokussierung auf statistische Analyseverfahren, welche Entscheidungsprozesse mit mehreren Akteuren nicht adäquat abbilden können. Werden Mobilitätsentscheidungen hingegen als dyadische Entscheidungsprozesse konzeptionalisiert, ergibt sich eine Modellstruktur, welche es ermöglicht, sowohl partnerschaftliche Beeinflussungs- und Anpassungseffekte in die Entscheidungsmodellierung mit einzubeziehen als auch Unterschiede in den akteursspezifischen Einflussstrukturen aufzudecken. Ausgehend von einer zweistufigen Konzeptionalisierung des Entscheidungsprozesses wird dabei in diesem Beitrag angenommen, dass für die Vorhersage der Mobilitätsdispositionen auf der ersten Entscheidungsstufe sowohl akteurs- als auch partnerbezogene Individualdeterminanten erklärungsrelevant sind.<sup>2</sup> Auf der zweiten Entscheidungsstufe wird die Mobilitätsentscheidung des Haushaltes schließlich als anteiliges Produkt der individuellen (bzw. partnerschaftlich beeinflussten) Mobilitätsdispositionen verstanden, deren Einflusskoeffizienten das relative Entscheidungsgewicht der Akteure hinsichtlich der Mobilitätsumsetzung widerspiegeln.

## Dyadische Entscheidungsmodellierung

Mit der Unterscheidung zwischen akteursspezifischen Mobilitätsdispositionen und der gemeinsamen Mobilitätsentscheidung des Haushalts beinhaltet das dyadische Entscheidungsmodell drei endogene Variablen: Die Mobilitätsdisposition des männlichen Partners ( $\eta_{i1}$ ), die Mobilitätsdisposition des weiblichen Partners ( $\eta_{i2}$ ) und die gemeinsame Mobilitätsentscheidung ( $\eta_{i3}$ ). Auf der exogenen Seite des Modells werden die Mobilitätsdispositionen als Funktionen von Merkmalen der Haushalts- und Individualebene spezifiziert, wobei neben unmittelbar akteursbezogenen Effekten auch partnerschaftliche Einflüsse (Partnereffekte) zugelassen werden. Die gemeinsame Mobilitätsentscheidung wird als Ergebnis des Entscheidungsprozesses von beiden

---

<sup>2</sup> Qualitative Hinweise auf partnerschaftliche Beeinflussungsprozesse auf intentionaler Ebene finden sich bei Hiller und McCaig (2007).

Dispositionen bedingt. Diese Beziehungsstrukturen lassen sich formal in einem allgemeinen Strukturgleichungsmodell abbilden:<sup>3</sup>

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

Hierbei werden die drei endogenen Variablen als latente Größen aufgefasst, welche der  $(k \times 1)$  Vektor  $\boldsymbol{\eta}$  beinhaltet.  $\boldsymbol{\mu}$  ist ein  $(k \times 1)$  Vektor von Regressionskonstanten,  $\mathbf{B}$  eine  $(k \times k)$  Matrix von Regressionskoeffizienten zwischen den latenten endogenen Variablen und  $\boldsymbol{\Gamma}$  eine  $(k \times j)$  Matrix von Regressionskoeffizienten zwischen  $\boldsymbol{\eta}$  und  $\mathbf{x}$ .  $\boldsymbol{\varepsilon}$  stellt den  $(k \times 1)$  Vektor der Residuen dar, wobei  $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ . Die reduzierte Form des Modells ist:

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\Pi}\mathbf{x} + \boldsymbol{\epsilon}$$

mit

$$\boldsymbol{\delta} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}\boldsymbol{\mu}$$

$$\boldsymbol{\Pi} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}\boldsymbol{\Gamma}$$

$$\boldsymbol{\epsilon} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}$$

Wobei  $\boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$  und  $\boldsymbol{\Sigma} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}\boldsymbol{\Omega}(\mathbf{I} - \mathbf{B})'^{-1}$ . Die Verbindung von  $\boldsymbol{\eta}$  mit manifesten  $y$ -Variablen erfolgt über ein Schwellenwertmodell, wobei für die akteursspezifischen Mobilitätsdispositionen gilt:

$$y_{i1} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } -\infty \leq \eta_{i1} < \tau_1 \\ 2 & \text{wenn } \tau_1 \leq \eta_{i1} < \tau_2 \\ 3 & \text{wenn } \tau_2 \leq \eta_{i1} < \infty \end{cases} \quad y_{i2} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } -\infty \leq \eta_{i2} < \tau_3 \\ 2 & \text{wenn } \tau_3 \leq \eta_{i2} < \tau_4 \\ 3 & \text{wenn } \tau_4 \leq \eta_{i2} < \infty \end{cases}$$

Hinsichtlich der Mobilitätsentscheidung liegt ein binärer Mobilitätsindikator vor:

$$y_{i3} = \begin{cases} 0 & \text{wenn } -\infty \leq \eta_{i3} < \tau_5 \\ 1 & \text{wenn } \tau_5 \leq \eta_{i3} < \infty \end{cases}$$

Da bei einer gleichzeitigen Spezifizierung aller Schwellenwerte und Intercepts das Modell nicht identifiziert ist, werden die Regressionskonstanten in  $\boldsymbol{\delta}$  auf den Wert Null restringiert ( $\boldsymbol{\delta}^* = \mathbf{0}$ ). Gleichsam werden die unbekannten Fehlervarianzen der latenten endogenen Variablen auf den Wert 1 fixiert, so dass  $\boldsymbol{\epsilon}^* \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}^*)$  mit  $\text{diag}(\boldsymbol{\Sigma}^*) = \mathbf{I}$ . Auf Basis dieser Restriktionen ergibt sich das Probit Modell:<sup>4</sup>

$$\boldsymbol{\eta}^* = \boldsymbol{\Pi}^*\mathbf{x} + \boldsymbol{\epsilon}^*$$

Aufgrund der Fixierung der Fehlervarianzen ( $\boldsymbol{\Sigma}^* = \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\Sigma}\boldsymbol{\Lambda}$ ) beziehen sich die Koeffizienten der  $\boldsymbol{\Pi}$ -Matrix auf  $\eta$ -Variablen in reskalierter Form und entsprechen somit  $\boldsymbol{\Pi}^* = \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\Pi}$ . Analog gilt für die Strukturparameter:

<sup>3</sup> Eine ausführlichere Darstellung eines vergleichbaren Modells findet sich bei Pavetic (2009).

<sup>4</sup> Hinsichtlich der Eintrittswahrscheinlichkeit von z.B.  $y_{i1} = 1$  folgt  $P(y_{i1} = 1) = \Phi(\tau_1 - E(\eta_{i1}^*))$ .

$$\begin{aligned}\Gamma^* &= \Lambda \Gamma \\ \mathbf{B}^* &= \Lambda \mathbf{B} \Lambda^{-1} \\ \Omega^* &= \Lambda \Omega \Lambda\end{aligned}$$

Wobei  $\Lambda$  die Matrix der Inversen der unbekannten Fehlerstandardabweichungen darstellt:

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3 \end{bmatrix}^{-1}$$

Auf Skalarebene gilt dementsprechend  $\gamma_{1j}^* = \frac{\gamma_{1j}}{\sigma_1}$ ,  $\gamma_{2j}^* = \frac{\gamma_{2j}}{\sigma_2}$ ,  $\beta_{31}^* = \frac{\sigma_1 \beta_{31}}{\sigma_3}$  und  $\beta_{32}^* = \frac{\sigma_2 \beta_{32}}{\sigma_3}$ .

Aufgrund dieser Relationen sind die  $\gamma^*$ - Koeffizienten nicht zwischen den Gleichungen sowie die  $\beta^*$ - Koeffizienten nicht innerhalb derselben Gleichung unmittelbar miteinander vergleichbar. Soll auf dieser Basis die Hypothese  $\gamma_{1j} = \gamma_{2j}$  getestet werden, muss die Relation der unbekannten Fehlervarianzen in die Restriktion miteinbezogen werden (Sobel, Arminger 1992):

$$\begin{aligned}\gamma_{1j}^* \sigma_1 &= \gamma_{2j}^* \sigma_2 \\ \gamma_{1j}^* &= \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \gamma_{2j}^* \\ \gamma_{1j}^* &= \lambda \gamma_{2j}^*\end{aligned}$$

Entsprechend gilt hinsichtlich des Tests von  $\beta_{32} = \beta_{31}$ :

$$\begin{aligned}\beta_{32}^* \frac{\sigma_3}{\sigma_2} &= \beta_{31}^* \frac{\sigma_3}{\sigma_1} \\ \beta_{32}^* &= \beta_{31}^* \frac{\sigma_3}{\sigma_1} \frac{\sigma_2}{\sigma_3} \\ \beta_{32}^* &= \lambda \beta_{31}^*\end{aligned}$$

Gleichheitstests sind somit auf der Ebene der  $\gamma^*$ - und  $\beta^*$ - Koeffizienten durch die Formulierung nicht-linearer Parameterrestriktionen durchzuführen, welche anschließend einer unrestringierten Modellvariante gegenüber gestellt werden können. Ein Vergleich der Anpassungsgüte dieser Modelle gibt schließlich Aufschluss über die Gültigkeit der unterstellten (proportionalen) Gleichheitsrestriktion.

Die Umsetzung des dyadischen Probit-Modells unter Einbeziehung nicht-linearer Parameterrestriktionen erfolgt mithilfe des Analyseprogramms Mplus (Muthén 1998–2004). Die folgenden Modellergebnisse basieren dabei auf dem (dreistufigen) WLSM-Schätzverfahren unter Verwendung der Theta-Parametrisierung (Muthén 1984).

## Daten und Variablen

Für die empirische Umsetzung des dyadischen Entscheidungsmodells wird im Folgenden auf Daten des vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) bereitgestellten Sozio-oekonomischen Panels (SOEP; Wagner et al. 2007) zurückgegriffen. Grundlage der Entscheidungsmodellierung sind dabei Daten der Jahre 2009 und 2010 (Welle z & ba), wobei auf Basis der SOEP-Samples A bis I die Stichprobe auf 18- bis 65-jährige Personen in Privathaushalten

eingegrenzt wurde. Weiterhin werden nur Fälle berücksichtigt, für welche zu beiden Zeitpunkten der(selbe) Partner im Datensatz identifiziert werden konnte ( $n = 4036$  Dyaden).

Die endogenen Variablen des Modells sind:

- $\eta_1$ : Mobilitätsdisposition von Partner 1 (Mann), welche über die Mobilitätsneigung ( $y_1$ ) zum Zeitpunkt  $t_1$  (2009) gemessen wird.<sup>5</sup>
- $\eta_2$ : Mobilitätsdisposition von Partner 2 (Frau), welche über die Mobilitätsneigung ( $y_2$ ) zum Zeitpunkt  $t_1$  (2009) gemessen wird.
- $\eta_3$ : Mobilitätsentscheidung des Haushaltes, welche über einen Mobilitätsindikator hinsichtlich eines arbeitsmarktbezogenen Wohnortwechsels ( $y_3$ ) zwischen  $t_1$  und  $t_2$  (2009 - 2010) gemessen wird (0 = Immobil / 1 = Mobil).

Die exogenen Variablen der Individualebene (gemessen zum Zeitpunkt  $t_1$ , 2009) sind:<sup>6</sup>

- $x_1, x_{17}$ : Alter des Manns / der Frau
- $x_2, x_{18}$ : Bildungsjahre des Manns / der Frau
- $x_3, x_{19}$ : Erwerbsstatus des Manns / der Frau  
(1 = Geringfügig beschäftigt / Ref. = Voll-/Teilzeit beschäftigt)
- $x_4, x_{20}$ : Erwerbsstatus des Manns / der Frau  
(1 = nicht Erwerbstätig / Ref. = Voll-/Teilzeit beschäftigt)
- $x_5, x_{21}$ : allgemeine Lebenszufriedenheit des Manns / der Frau
- $x_6, x_{22}$ : Risikobereitschaft des Manns / der Frau

Die exogenen Variablen der Haushaltsebene (gemessen zum Zeitpunkt  $t_1$ , 2009) sind:

- $x_7$ : Haushaltseinkommen
- $x_8$ : Haushaltsgröße
- $x_9$ : Haushaltsgröße<sup>2</sup>
- $x_{10}$ : Wohnstatus (0 = Mieter / 1 = Eigentümer)
- $x_{11}$ : Wohndauer in Jahren
- $x_{12}$ : Kontakthäufigkeit mit Nachbarn
- $x_{13}$ : Anzahl der Kinder unter 6 Jahren im Haushalt
- $x_{14}$ : Anzahl der Kinder zwischen 6 und 16 Jahren im Haushalt
- $x_{15}$ : Mobilität im Vorjahr (0 = Immobil / 1 = Mobil)
- $x_{16}$ : Wohnstatus\*Wohndauer

<sup>5</sup> Die Dispositionsindikatoren basieren auf der Frage »Könnten Sie sich vorstellen, von hier wegzuziehen, z.B. aus familiären oder beruflichen Gründen?« mit den Antwortkategorien 1=»Nein, ausgeschlossen«, 2=»Kommt darauf an« und 3=»Ja«.

<sup>6</sup> Die (metrischen) exogenen Variablen gehen in zentrierter Form in das Modell ein. Die Auswahl der Modellvariablen erfolgte entlang bisheriger Befunde der Mobilitätsforschung (zum Beispiel Kley 2011; Böheim, Taylor 2002; Nivalainen 2004; Lu 1998).

## Befunde

Die Darstellung erster Ergebnisse der dyadischen Entscheidungsmodellierung erfolgt in zwei Schritten. Zunächst werden auf Basis des vorgestellten Grundmodells verschiedene Modellvarianten gegeneinander getestet, welchen jeweils unterschiedliche Annahmen in Hinblick auf die Symmetrie der partnerschaftlichen Einflusstrukturen zugrunde liegen. Anschließend erfolgt eine nähere Darstellung desjenigen Modells, welches im Rahmen der Modelltests den besten Kompromiss zwischen Modellfit und -sparsamkeit aufweist.

Die Befunde SB-korrigierter  $\chi^2$ -Differenztests (Satorra, Bentler 1999) und ausgewählte Fitmaße der verschiedenen Modellvarianten sind in Tabelle 1 dargestellt. Ausgangspunkt ist hierbei ein vollständig restringiertes Modell (*Modell 1*), welches auf beiden Entscheidungsstufen eine (proportionale) Gleichheit aller Probitkoeffizienten zwischen den Partnern impliziert. Der Vergleich zwischen *Modell 1* und *Modell 2* zeigt, dass die Aufhebung der Restriktion  $\beta_{32}^* = \lambda\beta_{31}^*$  mit einer signifikanten Anpassungsverbesserung einhergeht, so dass auf dieser Basis die Einflusskoeffizienten der Dispositionen beider Partner auf die Mobilitätsentscheidung als ungleich angesehen werden müssen.<sup>7</sup> Hinsichtlich der Einflusstrukturen auf der ersten Entscheidungsstufe wird deutlich, dass die Freisetzung der Partnereffekte in *Modell 3* ebenfalls mit einer bedeutsamen Modellverbesserung einhergeht, womit auch auf dieser Ebene Anzeichen für Ungleichheiten in den Effektstrukturen vorliegen. Eine Freisetzung der restringierten Effekte der Haushaltsmerkmale (*Modell 4*) und der akteursbezogenen Effekte der Individualmerkmale (*Modell 5*) zeigt im Rahmen der  $\chi^2$ -Differenztests hingegen keine bedeutsame Verbesserung in der Modelanpassung. Da auf Basis der Pseudo- $r^2$  Werte keine konsistenten Hinweise auf eine deutlich bessere Erklärungskraft von *Modell 4* und *5* vorliegen, wird das teilrestringierte *Modell 3* im Folgenden als präferierte Modellvariante näher dargestellt.

Modell	Restriktion	$\chi^2$	df	$\chi^2_{sc}$ Diff.	p	$r^2_{y1}$	$r^2_{y2}$	$r^2_{y3}$
1	$\gamma_{11}^* = \lambda\gamma_{2.17}^* \dots \gamma_{16}^* = \lambda\gamma_{2.22}^*$ $\gamma_{17}^* = \lambda\gamma_{27}^* \dots \gamma_{1.16}^* = \lambda\gamma_{2.16}^*$ $\gamma_{1.18}^* = \lambda\gamma_{22}^* \dots \gamma_{1.22}^* = \lambda\gamma_{26}^*$ $\beta_{32}^* = \lambda\beta_{31}^*$	36.754	46			.160	.137	.183
2	$\gamma_{11}^* = \lambda\gamma_{2.17}^* \dots \gamma_{16}^* = \lambda\gamma_{2.22}^*$ $\gamma_{17}^* = \lambda\gamma_{27}^* \dots \gamma_{1.16}^* = \lambda\gamma_{2.16}^*$ $\gamma_{1.18}^* = \lambda\gamma_{22}^* \dots \gamma_{1.22}^* = \lambda\gamma_{26}^*$	30.356	45	12.086	.001	.155	.141	.224
3	$\gamma_{11}^* = \lambda\gamma_{2.17}^* \dots \gamma_{16}^* = \lambda\gamma_{2.22}^*$ $\gamma_{17}^* = \lambda\gamma_{27}^* \dots \gamma_{1.16}^* = \lambda\gamma_{2.16}^*$	17.847	41	9.920	.042	.149	.155	.226
4	$\gamma_{11}^* = \lambda\gamma_{2.17}^* \dots \gamma_{16}^* = \lambda\gamma_{2.22}^*$	11.444	31	7.811	.647	.154	.149	.225
5		5.751	26	4.881	.431	.157	.147	.225

Tab. 1: Modellvergleich (Modell 1 – 5)

Die Ergebnisse der Parameterschätzung (in Form von unstandardisierten sowie vollstandardisierten Probit-Koeffizienten) des nicht-linearen multivariaten Probit Modells (Modell 3) sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Auf Dispositionsebene bestätigen die ermittelten akteursbezoge-

<sup>7</sup> Alternative Modellspezifikationen zeigen, dass die Dispositionseffekte  $\beta_{31}^*$  und  $\beta_{32}^*$  stark abhängig von der Wahl des Mobilitätsindikators  $y_3$  sind und es sich somit hierbei um kein robustes Effektmuster handelt.



nen Effekte der Individual- und Haushaltsmerkmale weitestgehend bisherige Befunde der Mobilitätsforschung. Dabei ist mit steigendem Alter, höherer Lebenszufriedenheit, dem Besitz von Wohneigentum, zunehmender Wohndauer, häufigen Nachbarschaftskontakten und bei kürzlichem Haushaltsumzug (im Vorjahr / 2008) eine niedrigere Mobilitätsneigung beobachtbar, während ein höheres Bildungsniveau und eine hohe Risikobereitschaft eine erhöhte Mobilitätsneigung bedingen. Zugleich zeigt sich ein U-förmiger Effektverlauf hinsichtlich der Haushaltsgröße sowie eine positive Interaktion zwischen dem Wohnstatus und der Wohndauer, womit der negative Effekt des Status *Eigentum* mit steigender Wohndauer abgeschwächt wird (die beiden korrespondierenden Haupteffekte sind damit als bedingte Effekte zu interpretieren). Aufgrund der Restriktionen in  $\Gamma^*$  gelten diese Effektstrukturen für beide Partner, wobei deren analoge Koeffizienten der akteursbezogenen Individual- und Haushaltsmerkmale jeweils in der Beziehung  $\gamma_{1j}^* = \lambda \gamma_{2j}^*$  zueinander stehen ( $\lambda = 1.093$ ). Hinsichtlich der unrestringierten Partnereffekte lassen sich hingegen deutliche Effektunterschiede beobachten: Einerseits zeigt sich in beiden Gleichungen ein positiver Partnereffekt für die Variablen Bildungsjahre und Risikobereitschaft, so dass mit steigendem Bildungsniveau sowie erhöhter Risikobereitschaft des Partners (unter Kontrolle der analogen akteursbezogenen Individualmerkmale) eine erhöhte akteursspezifische Mobilitätsneigung beobachtet werden kann. Andererseits gilt dies für den Erwerbsstatus nur einseitig, wobei nur eine geringfügige Beschäftigung (bzw. nicht Erwerbstätigkeit) des weiblichen Partners einen positiven Effekt auf die Mobilitätsneigung des Mannes ausübt. Entsprechend der Annahme partnerschaftlicher Interdependenzen im Haushaltskontext zeigt sich ferner eine signifikante Fehlerkorrelation zwischen den Dispositionsgleichungen ( $\psi_{21}$ ). Schließlich lassen sich auf Basis der unrestringierten Effekte der akteursspezifischen Mobilitätsdispositionen auf die gemeinsame Mobilitätsentscheidung Anzeichen für ungleiche Einflusstrukturen zugunsten des weiblichen Partners auf der zweiten Entscheidungsstufe finden. Aufgrund der Instabilität der Dispositionseffekte bei der Verwendung alternativer Mobilitätsdefinitionen bedarf dieses Effektmuster allerdings einer weitergehenden Validierung.<sup>8</sup> Zusammenfassend zeigt das vorliegende Modell eine akzeptable Erklärungskraft auf beiden Entscheidungsstufen (Pseudo- $r_{y1}^2$ : 0.149, Pseudo- $r_{y2}^2$ : 0.155, Pseudo- $r_{y3}^2$ : 0.226) sowie exzellente Werte in den ausgegebenen Modellfitmaßen.<sup>9</sup>

<sup>8</sup> Siehe den Hinweis in Fußnote 7.

<sup>9</sup> Als »Sample Statistic« der diesen Fitmaßen zugrundeliegenden WLSM-Schätzung dienen Koeffizienten saturierter uni- und bivariater Probit-Regressionen (Muthén 1984).

	Partner 1 (Mann)			Partner 2 (Frau)		
$y = \text{Disposition}$	$\gamma^*$	$se$	$\gamma_{sxy}^*$	$\gamma^*$	$se$	$\gamma_{sxy}^*$
<i>Individualeffekte</i>						
Alter	-.013***	(.003)	-.124	-.012***	(.003)	-.113
Bildungsjahre	.050***	(.006)	.128	.045***	(.006)	.110
D_Geringfügig <sup>†</sup>	.113 <sup>+</sup>	(.068)	.015	.103 <sup>+</sup>	(.062)	.028
D_nicht Erw. <sup>†</sup>	.009	(.037)	.003	.008	(.034)	.003
allg. Zufr.	-.054***	(.009)	-.084	-.049***	(.008)	-.077
Risiko	.056***	(.007)	.112	.052***	(.007)	.095
<i>HH-Effekte</i>						
HH-Eink.	.000	(.000)	.128	.000	(.000)	.116
HH-Größe	-.099***	(.026)	-.100	-.091***	(.024)	-.091
HH-Größe <sup>2</sup>	.031**	(.011)	.072	.028**	(.010)	.066
D_Eigentum <sup>††</sup>	-.318***	(.042)	-.143	-.291***	(.040)	-.130
Wohndauer	-.014***	(.004)	-.143	-.013***	(.003)	-.130
lokale Kontakte	-.124***	(.021)	-.096	-.114***	(.020)	-.087
Kinderz. < 6 J.	.000	(.045)	.000	.000	(.041)	.000
Kinderz. 6 - 16 J.	.053	(.032)	.039	.049	(.030)	.036
D_Mobil 2008 <sup>†††</sup>	-.233**	(.076)	-.050	-.213**	(.070)	-.046
D_Eigent.*Wohnd.	.012**	(.004)	.097	.011**	(.004)	.088
<i>Partnereffekte</i>						
Bildungsjahre	.020*	(.009)	.048	.048***	(.009)	.123
D_Geringfügig <sup>†</sup>	.141*	(.066)	.039	.039	(.217)	.005
D_nicht Erw. <sup>†</sup>	.150**	(.048)	.061	-.022	(.056)	-.007
Risiko	.022*	(.010)	.040	.022*	(.009)	.043
$\psi_{21}$	.542***	(.015)				
$\tau_1$	-.466	(.050)		-.496	(.050)	
$\tau_2$	.695	(.050)		.703	(.050)	
$\lambda$	1.093	(.100)				
$y = \text{Mobilität}$	$\beta^*$	$se$	$\beta_{sxy}^*$	$\beta^*$	$se$	$\beta_{sxy}^*$
Disposition	.096*	(.044)	.092	.434***	(.072)	.415
$\tau_1$	2.642	(1.550)				
$r^2_{MZ Disp.}$	.149			.155		
$r^2_{MZ Mob.}$	.226					
$\chi^2 (41)$	17.847					
RMSEA	.000					
CFI	1.000					
TLI	1.018					
$n$	3631					

† Ref.: Voll/Teilzeit, †† Ref.: Mieter, ††† Ref.: Immobil 2008

+ :  $p \leq 0.1$ ; \* :  $p \leq 0.05$ ; \*\* :  $p \leq 0.01$ ; \*\*\* :  $p \leq 0.001$

Tab. 2: nicht-lineares multivariates Probit Modell (Modell 3)

## Fazit und Ausblick

Die in diesem Beitrag vorgeschlagene dyadische Analyseperspektive regionaler Mobilitätsentscheidungen beinhaltet ein umfassendes Analysepotential, welches in bisherigen Mobilitätsmodellen noch nicht ausreichend berücksichtigt werden konnte. Dabei ergibt sich aus der dyadischen Modellstruktur insbesondere die Möglichkeit, partnerschaftliche Anpassungs- und Beeinflussungsprozesse im Rahmen einer mehrstufigen Entscheidungskonzeptionalisierung zu integrieren und sich somit einer empirischen Abbildung des komplexen Prozesses der Entscheidungsfindung im Haushaltskontext anzunähern. Erste empirische Befunde verdeutlichen, dass partnerbezogene Erklärungsmerkmale bereits auf intentionaler Ebene einen bedeutsamen Erklärungsbeitrag leisten können, so dass mit deren Einbeziehung ein zusätzlicher Erklärungsbaustein im Rahmen der Modellierung individueller Mobilitätsneigungen identifiziert werden konnte. Zugleich zeigten sich auf beiden Entscheidungsstufen Hinweise auf Ungleichheiten in den Effektstrukturen, welche insbesondere auf asymmetrische Partnereffekte (hinsichtlich des Erwerbsstatus) auf der Ebene von Mobilitätsdispositionen hindeuten.

Das vorgestellte Grundmodell einer dyadischen Entscheidungsmodellierung regionaler Arbeitsmarktmobilität soll in verschiedener Weise erweitert werden. Zentral ist hierbei die Einbeziehung regionaler Kontextmerkmale als zusätzliche Erklärungsebene, womit dem Mehrebenencharakter der Erklärungs determinanten räumlicher Mobilität (in Form von Individual-, Haushalts- und Kontextdeterminanten) Rechnung getragen werden soll. Zudem sind Gruppenvergleiche zwischen verschiedenen Paar- und Mobilitätskonstellationen (zum Beispiel zwischen Paaren mit gleichgewichtiger und ungleichgewichtiger Ressourcenausstattung) angedacht, mit welchen der Vergleich von Einflussstrukturen innerhalb des spezifizierten Modells um Gleichheitstests zwischen den betrachteten Gruppen erweitert werden kann.

## Literatur

- Baldrige, D. C., Eddleston, K. A. und Veiga, J. F. 2006: Saying 'no' to being uprooted: The impact of family and gender on willingness to relocate. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 79. Jg., Heft 1, 131–149. doi: 10.1348/096317905X53174.
- Böheim, R. und Taylor, M. P. 2002: Tied down or room to move? Investigating the relationship between housing tenure, employment status and residential mobility in Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, 49. Jg., Heft 4, 369–392. doi: 10.1111/1467-9485.00237.
- Brandén, M. 2012: Couples' Education and Regional Mobility - The Importance of Occupation, Income and Gender. *Population, Space and Place*, 19. Jg., Heft 5, 522–536. doi: 10.1002/psp.1730.
- Brandén, M. und Ström, S. 2011: For whose sake do couples relocate? Gender, career opportunities and couples internal migration. IFAU Working Paper 2011:3.
- Cooke, T. J. 2008: Migration in a Family Way. *Population, Space and Place*, 14. Jg., Heft 4, 255–265. doi: 10.1002/psp.500.
- Coulter, R. 2013: Wishful thinking and the abandonment of moving desires over the life course. *Environment and Planning*, 45. Jg., Heft 8, 1944–1962. doi: 10.1068/a45314.
- Coulter, R., van Ham, M. und Feijten, P. 2012: Partner (dis)agreement on moving desires and the subsequent moving behaviour of couples. *Population, Space and Place*, 18. Jg., Heft 1, 16–30. doi: 10.1002/psp.700.

- Ferreira, P. und Taylor, M. 2009: Residential mobility, mobility preferences and psychological health. In M. Brynin, J. Ermisch (Hg.), *Changing Relationships*. Routledge: Oxford.
- Hiller, H. H. und McCaig, K. S. 2007: Reassessing the role of partnered women in migration decision-making and migration outcomes. *Journal of Social and Personal Relationships*, 24. Jg., Heft 3, 457–472. doi: 10.1177/0265407507077233.
- Kalter, F. 1997: Wohnortwechsel in Deutschland. Ein Beitrag zur Migrationssoziologie und zur empirischen Anwendung von Rational-Choice-Modellen. Opladen: Leske + Budrich. doi: 10.1007/978-3-663-11886-2.
- Kalter, F. 1998: Partnerschaft und Migration. Zur theoretischen Erklärung eines empirischen Effekts. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 50. Jg., Heft 2, 283–309.
- Kalter, F. 1999: Migrationsentscheidungen bei Paaren: eine Anwendung des Habit- Modells. In H. Schwengel (Hg.): *Grenzenlose Gesellschaft?* 29. Kongress der Deutschen Gesellschaft für Soziologie. Pfaffenweiler: Centaurus.
- Kley, S. 2011: Explaining the stages of migration within a life-course framework. *European sociological review*, 27. Jg., Heft 4, 469–486. doi: 10.1093/esr/jcq020.
- Lichter, D. T. 1982: The Migration of Dual-Worker Families: Does the Wife's Job Matter. *Social Science Quarterly*, 63. Jg., Heft 1, 49–57.
- Lu, M. 1998: Analyzing migration decisionmaking: relationships between residential satisfaction, mobility intentions, and moving behavior. *Environment and Planning*, 30. Jg., Heft 8, 1473–1495. doi: 10.1068/a301473.
- McKinnish, T. 2008: Spousal Mobility and Earnings. *Demography*, 45. Jg., Heft 4, 829–849. doi: 10.1353/dem.0.0028.
- Melzer, S. M. 2013: Why do couples relocate? Considering migration from East to West Germany. *European Societies*, 15. Jg., Heft 3, 423–445. doi: 10.1080/14616696.2013.787434.
- Mincer, J. 1978: Family Migration Decisions. *Journal of Political Economy*, 86. Jg., Heft 5, 749–773.
- Muthén, B. O. 1984: A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49. Jg., Heft 1, 115–132. doi: 10.1007/BF02294210.
- Muthén, B. O. 1998–2004: *Mplus Technical Appendices*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nivalainen, S. 2004: Determinants of family migration: short moves vs. long moves. *Journal of Population Economics*, 17. Jg., Heft 1, 157–175. doi: 10.1007/s00148-003-0131-8.
- Pavetic, M. 2009: *Familiengründung und -erweiterung in Partnerschaften: Statistische Modellierung von Entscheidungsprozessen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. doi: 10.1007/978-3-531-91719-1.
- Rabe, B. und Taylor, M. 2010: Residential mobility, quality of neighbourhood and life course events. *Journal of the Royal Statistical Society*, 173. Jg., Heft 3, 531–555. doi: 10.1111/j.1467-985X.2009.00626.x.
- Satorra, A. und Bentler, P. 1999: A Scaled Difference Chi-square Test Statistic for Moment Structure Analysis. *UCLA Statistics Series No. 260*.
- Shauman, K. A. 2010: Gender Asymmetry in Family Migration: Occupational Inequality or Interspousal Comparative Advantage? *Journal of Marriage and Family*, 72. Jg., Heft 2, 375–392. doi: 10.1111/j.1741-3737.2010.00706.x.
- Shields, M. P. und Shields, G. M. 1993: A Theoretical and Empirical Analysis of Family Migration and Household Production: U. S. 1980–1985. *Southern Economic Journal*, 59. Jg., Heft 4, 768–782.
- Smits, J., Mulder, C. H. und Hooimeijer, P. 2003: Changing gender roles, shifting power balance and long-distance migration of couples. *Urban Studies*, 40. Jg., Heft 3, 603–613. doi: 10.1080/0042098032000053941.
- Smits, J., Mulder, C. H. und Hooimeijer, P. 2004: Migration of couples with nonemployed and employed wives in the Netherlands: The changing effects of the partners' characteristics. *Journal of ethnic and migration studies*, 30. Jg., Heft 2, 283–301. doi: 10.1080/1369183042000200704.
- Sobel, M. E. und Arminger, G. 1992: Modeling household fertility decisions: A nonlinear simultaneous probit model. *Journal of the American Statistical Association*, 87. Jg., Heft 417, 38–47. doi: 10.2307/2290449.

- Stein, P. und Pavetic, M. 2013: A nonlinear simultaneous probit-model for the investigation of decision-making processes: Modelling the process of setting up a family in partnerships. *Quality and Quantity*, 47. Jg., Heft 3, 1717–1732. doi: 10.1007/s11135-011-9622-y.
- Tenn, S. 2010: The relative importance of the husband's and wife's characteristics in family migration, 1960–2000. *Journal of Population Economics*, 23. Jg., Heft 4, 1319–1337. doi: 10.1007/s00148-009-0253-8.
- Wagner, G. G., Frick, J. R. und Schupp, J. 2007: The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch*, 127. Jg., Heft 1, 139–169.